La monnaie est-elle un bon indicateur de la production et de l'inflation ?

Martin Charron*

Octobre 2002

Document de travail du Ministère des Finances

2002-04

Ministère des Finances

Direction des politiques économique et fiscale

L'auteur tient à remercier spécialement Jean-François Fillion, ainsi que Kevin Moran et Lise Pichette de la Banque du Canada pour leurs commentaires. Les opinions exprimées dans le présent document sont celles de l'auteur et ne doivent pas être attribuées au ministère des Finances.

Résumé

La monnaie est considérée comme étant un excellent indicateur de la production et de l'inflation par de nombreux analystes. Un agrégat étroit comme M1 est souvent utilisé comme indicateur à court terme de la production. L'écart monétaire, définit comme l'écart entre M1 et son niveau décrit par la fonction de demande de long terme, est vu comme étant un bon indicateur de l'inflation sur un horizon de un à deux ans. Il en est de même pour un agrégat plus large tel que M2++. La présente étude consiste à étudier l'apport marginal de la monnaie à un modèle de prévision de l'inflation et de la production consistant en une équation de courbe de Phillips et une équation de courbe IS. Après avoir identifié l'existence d'une fonction de demande de monnaie stable, les résultats suggèrent qu'aucun des agrégats étudiés soit le taux de variation de M1 corrigé, l'écart monétaire entre M1 corrigé et son niveau d'équilibre, ainsi que le taux de variation de M2++, ne semble permettre d'améliorer de façon appréciable la performance prédictive du modèle étudié.

Abstract

Several analysts consider money an excellent indicator of production and inflation. A narrow aggregate like M1 is often used as a short-term indicator of production. The money gap, defined as the difference between M1 and its level describe by the long-term demand function, is seen as a good indicator of inflation on a two-year horizon. The same can be said for a broader aggregate like M2++. This paper studies the marginal contribution of money to an inflation and output forecasting model consisting of a Phillips curve equation and an IS curve equation. After identifying a stable money demand function, the results suggest that none of the money aggregates examined in this study, the growth rate of adjusted M1, the difference between adjusted M1 and its equilibrium level, as well as the growth rate of M2++, seem to improve in a significant way the forecasting performance of the model under study.

1. Introduction

La théorie quantitative de la monnaie, théorie reliant la quantité de monnaie en circulation avec le niveau des prix et de la production, est certainement l'une des plus anciennes théories en science économique. Pendant de nombreuses décennies, elle a fourni aux économistes un cadre d'analyse de la relation entre l'offre de monnaie et l'inflation. Il semble cependant que la monnaie ait perdu son intérêt comme déterminant de l'inflation. Comme le soulignait récemment Laidler (1999), le modèle trimestriel de prévision économique de la Banque du Canada ne comprend aucun agrégat monétaire. Il en est de même pour une très grande majorité de modèles économiques. Malgré cela, la Banque a mentionné à plusieurs occasions qu'elle portait une attention particulière à la monnaie, spécialement au cours de périodes où l'écart de production est près de zéro[1].

Le rôle joué par la monnaie dans la transmission de la politique monétaire demeure un sujet controversé. Certains sont d'avis que la monnaie joue un rôle plutôt passif et qu'elle réagit aux fluctuations de la production, des prix et des taux d'intérêt. D'autres croient que la monnaie joue un rôle actif et qu'elle est un déterminant majeur dans l'évolution de ces variables. Une série de travaux menés à la Banque du Canada, notamment Muller (1990), trouve que, sur un horizon de un à deux trimestres, les agrégats monétaires larges tel que M2, M2+ et M2++ sont les meilleurs indicateurs avancés de l'inflation et que M1 est le meilleur indicateur monétaire de la production. Plus récemment, d'autres auteurs ont identifié une relation de cointégration entre l'agrégat monétaire M1, le niveau des prix, le taux d'intérêt de court terme et le niveau de la production[2]. Ils ont démontré qu'à partir de ce genre de modèles, il était possible d'obtenir de bonnes prévisions à moyen terme (environ huit trimestres à l'avance) de l'inflation.

---

[1] Voir entre autres le Rapport sur la politique monétaire de mai 2000.

[2] Voir en autre Atta-Mensah (1995), Hendry (1995), Armour et al. (1996), Engert et Hendry (1998), Adam et Hendry (2000), ainsi que McPhail (2000).

En s'inspirant de ces travaux, nous avons voulu évaluer l'apport marginal de la monnaie comme indicateur de l'inflation et de la production future. Il existe plusieurs modèles permettant d'effectuer des prévisions du niveau de la production et du taux d'inflation. Dans ce texte, nous avons choisi d'examiner si l'inclusion de la monnaie dans une équation de demande agrégée et une équation de courbe de Phillips (pour l'inflation) permet d'améliorer la performance prédictive du modèle.

Le reste de ce texte est divisé comme suit. La section suivante présente une interprétation théorique de la relation entre la monnaie, la production et les prix. Une brève revue des études empiriques récentes sur le sujet se trouve à la section trois. La section quatre présente la méthodologie et les données, la section cinq présente les résultats empiriques et la section six, les résultats des simulations effectuées à l'aide des différents modèles. Les principales conclusions se trouvent à la section sept.

2. Interprétation théorique

Traditionnellement, la théorie quantitative de la monnaie suggère que, toutes choses étant égales par ailleurs, une variation de la quantité de monnaie cause une variation du niveau des prix. Cette vision traditionnelle de la théorie quantitative de la monnaie relie la monnaie aux prix et ne suggère aucun lien entre la politique monétaire et les autres variables économiques. Le monétarisme des années 60 a contribué à construire une nouvelle théorie quantitative de la monnaie basée sur cette approche traditionnelle, mais en y incluant certaines innovations. Ainsi, les tenants de l'approche y introduisirent une fonction de demande de monnaie reliant la quantité réelle de monnaie au revenu réel et au taux d'intérêt nominal mesurant le coût d'opportunité à détenir de la monnaie.

Bien que les tenants du monétarisme aient réussi à convaincre les autorités monétaires de plusieurs pays, dont le Canada, à établir une politique monétaire fondée sur une cible de croissance de la monnaie durant la période inflationniste de la

104-03293/

seconde moitié des années 70, le rôle joué par la monnaie dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire demeure un sujet controversé. Le débat persiste entre les adhérents de la vision passive de la monnaie et ceux qui croient plutôt que cette dernière joue un rôle actif dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire.

La première vision suggère que la demande de monnaie est toujours égale à l'offre de monnaie et que celle-ci ne fait que s'ajuster « passivement » aux variations de la quantité demandée. Par exemple, si la politique monétaire se veut expansionniste, les autorités monétaires vont réduire les taux d'intérêt ce qui fera augmenter la demande de monnaie étant donné que le coût d'opportunité à détenir de la monnaie diminue. En réponse à cette hausse de la demande de monnaie, les autorités monétaires haussent l'offre de monnaie. Ainsi, c'est l'augmentation de la demande de monnaie qui pousse l'offre à la hausse. Dans ce cas, aucun déséquilibre monétaire n'est possible. Selon cette vision, même si la monnaie ne possède aucun lien causal, il peut y avoir des mouvements chronologiques de la monnaie qui précèdent la production et l'inflation. Ainsi, il est possible d'identifier les agrégats monétaires comme de bons indicateurs avancés de la production et de l'inflation, mais la monnaie ne joue aucun rôle causal.

À l'opposé de cette vision, il existe une importante littérature examinant le rôle des déséquilibres monétaires sur l'activité économique et les prix[3]. Prenons l'exemple d'une politique monétaire expansionniste. La banque centrale rend les conditions d'accès au crédit plus facile, ce qui produit une baisse des taux d'intérêt. Ainsi, les firmes et les individus sont incités à emprunter et à dépenser et les institutions financières sont encouragées à prêter davantage. Accompagnant cette hausse de l'activité financière, on observe une augmentation endogène de la demande de monnaie, plus particulièrement la monnaie de transaction.

[3] La vision de la monnaie active est décrite plus en détails dans Engert, Selody (1998) et Laidler (1999). Elle est aussi examinée empiriquement dans les travaux de Kasumovich (1996) et de Fung et Kasumovich (1998).

Les firmes et les individus perçoivent cependant qu'une certaine partie de la quantité de monnaie supplémentaire qu'ils détiennent n'est pas uniquement due aux fluctuations « endogènes » de leurs encaisses et que la quantité nominale de monnaie qu'ils détiennent correspond à une quantité réelle supérieure à ce qu'ils désirent détenir compte tenu du niveau courant des prix. Le désir de disposer de la monnaie qu'ils détiennent en trop se traduit en une succession de transactions qui ont des effets macroéconomiques. La hausse des dépenses associée à ce désir de disposer de la monnaie excédentaire mène à une hausse de la consommation, de l'activité économique et du niveau des prix. Ceci implique que la monnaie excédentaire peut mener à une hausse temporaire de l'inflation.

L'action de disposer de la monnaie excédentaire s'échelonne sur plusieurs périodes et se poursuit jusqu'au point où la quantité de monnaie détenue par les firmes et les individus corresponde à leur demande de monnaie désirée. Le retour à l'équilibre monétaire survient avec une diminution du stock de monnaie réelle au fur et à mesure que les agents dépensent les prix augmentent. La monnaie peut également être utilisée pour rembourser les dettes ou être convertie en épargne.

3. Revue des études empiriques

Il existe un large éventail de mesures de la monnaie. Un des principaux problèmes rencontrés par les économistes étudiant cette question est d'ailleurs de trouver une juste mesure de la monnaie. En général, les études sur le sujet se sont concentrées sur deux concepts différents de la monnaie, soit la monnaie au sens étroit (la monnaie de transaction) et la monnaie au sens large. L'agrégat M1, qui se compose de la monnaie hors banques, des comptes chèques personnels et des comptes courants des entreprises, représente assez bien en principe la définition de la monnaie de transaction. La monnaie au sens large est représentée soit par l'agrégat M2, qui se compose de M1, des dépôts à préavis autres que ceux des particuliers, et des dépôts d'épargne des particuliers dans les banques à charte, ou soit par l'agrégat M2+ qui

inclue les dépôts dans les banques (comme l'agrégat M2) en plus des dépôts dans les autres institutions financières.

Atta-Mensah (1995) a testé la performance prédictive d'une large gamme d'agrégats monétaires comme indicateur avancé de l'inflation et de la production. Sa méthodologie consistait tout d'abord à vérifier la direction de la causalité entre le taux de croissance du PIB, l'indice des prix à la consommation (IPC), l'IPC excluant aliments et énergie, l'indice implicite du PIB et les différents agrégats monétaires à l'aide de tests à la Granger. Sur la base de ces tests, l'auteur construit des modèles d'indicateurs simples à deux variables à l'aide de chacun des agrégats monétaires ayant un lien causal avec l'inflation et la production. Il examine ensuite la performance prédictive de chacun de ces agrégats avec une série de simulations dynamiques hors-échantillons. Les résultats suggèrent que les agrégats plus étroits, comme M1, sont les meilleurs indicateurs de la production pour le court terme. Les agrégats plus larges, tel que M2+ sont les meilleurs indicateurs avancés de l'inflation sur un horizon de un à deux ans.

En utilisant la méthodologie des VECM (*Vector of Error Correction Model*) proposée par Johansen (1987), Atta-Mensah identifie ensuite l'existence d'une demande de monnaie stable pour la majorité des agrégats monétaires. À l'aide de simulations dynamiques hors-échantillons, il trouve ainsi que l'écart monétaire de M1, c'est-à-dire l'écart entre M1 et son niveau d'équilibre de long terme, est un bon indicateur de l'évolution une ou deux années à l'avance de l'inflation. Les résultats d'Atta-Mensah ont aussi été confirmés par Hendry (1995), Armour et al. (1996) et Engert et Hendry (1998). Par ailleurs, Fung et Kasumovich (1998), en utilisant une analyse basée sur des modèles autorégressifs vectoriels, démontrent que suite à un choc de politique monétaire, un déséquilibre monétaire se développe et persiste, avant de se refermer, pendant que les prix s'ajustent sur une période de quelques années.

L'agrégat M1 a cependant été affecté au cours des trente dernières années par d'importantes vagues d'innovations financières[4]. Lors d'une première vague, de la fin des années 70 au milieu des années 80, les institutions financières ont offert de nouveaux types de dépôts de transaction (non compris dans M1) et offrant un rendement plus élevé que les dépôts compris dans M1, ce qui a augmenté le coût d'opportunité à détenir de la monnaie. Selon l'étude de Aubry et Nott (2000), cette première vague aurait réduit le niveau de M1 d'environ 30%. La seconde vague d'innovations a débuté autour de 1993 et elle aurait, selon les estimations de la Banque, haussé le niveau de M1 d'environ 45%. D'abord, la popularité grandissante des fonds mutuels et des titres boursiers fit en sorte que les comptes de chèques personnels ont été de plus en plus utilisés pour l'achat et la vente d'actifs financiers. En outre, l'élimination des réserves obligatoires à l'égard des dépôts à vue et à préavis a amené les banques à offrir des taux d'intérêt plus élevés sur ces dépôts. Ces changements ont incité les petites entreprises à détenir une plus grande proportion de leurs liquidités dans des dépôts à vue, puisqu'elles pouvaient ainsi minimiser leurs frais de transaction tout en obtenant des taux concurrentiels sur ces comptes. Ainsi, les entreprises ont transféré dans ces comptes les fonds détenus dans des comptes à préavis. Finalement, une partie de la forte croissance de M1 depuis 1999 a été le résultat de l'accroissement des dépôts détenus dans les banques par d'autres institutions financières. Ces comptes ne sont pas représentatifs des transactions effectuées sur des biens et services.

Pour modéliser l'impact des innovations financières sur la monnaie au cours des années 70 et 80, les chercheurs ont surtout utilisé des variables dichotomiques[5]. Cependant, Adam et Hendry (2000) ont élaboré une autre méthodologie visant à corriger l'instabilité introduite par les innovations financières des années 90. L'agrégat ainsi calculé est appelé M1 corrigé. Pour la période précédant 1992, M1 corrigé est égal à M1. À partir de 1992, l'agrégat est calculé à partir des moyennes pondérées suivantes[6] :

[4] Voir Aubry et Nott (2000) pour une présentation plus détaillée des différentes vagues d'innovations.
[5] Voir Hendry (1995).
[6] Les pondérations utilisées dans cette étude proviennent de Atta-Mensah (2000).

M1 corrigé = 1,66(monnaie hors banque) + 0,23(dépôts autres que ceux des particuliers)
Du premier trimestre de 1992 au troisième trimestre de 1994.

M1 corrigé = 1,01(monnaie hors banque) + 0,21(dépôts autres que ceux des particuliers) + 0,20(dépôts des particuliers)
Du quatrième trimestre de 1994 jusqu'à maintenant.

Les dépôts autres que ceux des particuliers représentent la somme des comptes courants et des dépôts à préavis autres que ceux des particuliers et les dépôts des particuliers correspondent à l'ensemble des dépôts à préavis des particuliers.

Les auteurs ont identifié une relation de cointégration entre l'agrégat M1 corrigé, le niveau de l'indice des prix à la consommation, le taux d'intérêt à un jour et le P.I.B. réel. Ils ont effectué une série de simulations hors-échantillons à l'aide d'un VECM et ont démontré que l'écart entre la quantité de monnaie en circulation et la quantité désirée correspondant à la demande de monnaie d'équilibre est un bon indicateur de l'évolution du taux d'inflation sur un horizon d'environ huit trimestres.

Aba et Robson (2000) de l'institut C.D. Howe ont proposé de modifier la composition de l'agrégat M1 pour prendre en compte l'effet des innovations financières au cours des années 90. Ils ont retiré de M1 les dépôts dans les maisons de courtage (filiales des banques) et les dépôts des autres institutions financières, et y ont ajouté les dépôts non personnels transférables par chèques. Les auteurs ont ensuite identifié une relation de cointégration entre M1 (modifié) en terme réel, le PIB réel et une mesure du taux d'intérêt. Leurs résultats ont permis d'appuyer les conclusions des études de la Banque du Canada à savoir que l'écart entre le niveau de l'agrégat M1 (modifié) et son niveau suggéré par la relation de cointégration est un bon indicateur de l'inflation.

McPhail (2000), quant à elle, a étudié la relation entre la monnaie au sens large et le taux d'inflation. L'utilisation d'agrégats plus larges permet souvent d'éliminer les

problèmes d'instabilité des agrégats plus étroits. Elle a pris en considération environ une quinzaine d'agrégats monétaires représentant la monnaie au sens large et a trouvé que l'agrégat M2++ est la mesure la plus performante parmi ceux-ci[7]. L'auteur a identifié une relation de cointégration entre l'agrégat M2++ définit en terme réel, une mesure du coût d'opportunité, le taux de rendement propre (taux de rendement des actifs inclus dans la mesure de M2++) et le P.I.B. réel. Encore une fois, la performance prédictive de la monnaie envers le taux d'inflation atteint son sommet sur un horizon d'environ huit trimestres. Cependant, parmi les modèles incluant la monnaie au sens large, McPhail trouve que le meilleur modèle de prévision pour le taux d'inflation consiste en un simple modèle VAR en première différence avec monnaie, lequel n'inclue pas de vecteur de cointégration[8].

Dans nos recherches préliminaires, nous avons aussi testé l'apport marginal de l'agrégat M2++ envers l'inflation, mais les résultats étaient moins probants que ceux utilisant les agrégats étroits. C'est pourquoi nous avons décidé de concentrer notre analyse sur la monnaie au sens étroit.

On remarque que la majorité des travaux touchant les agrégats monétaires ont suivi l'approche de la monnaie comme indicateur avancé de la production et de l'inflation. Que ce soit sous la forme du taux de croissance d'un agrégat ou sous la forme de l'écart par rapport à sa demande d'équilibre de long terme, le rôle de la monnaie fut rarement examiné en terme de son apport marginal à l'intérieur de modèles plus larges. C'est ce que nous examinons dans le reste de ce travail. Nous testons d'abord pour la présence d'équations de demande de monnaie stables et cointégrées et nous vérifions ensuite l'apport marginal de la monnaie à l'intérieur d'un modèle simple formé d'une équation de demande agrégée et d'une courbe de Phillips.

---

[7] M2++ comprend M2+ plus les obligations d'épargne du Canada et les fonds communs de placement autres que ceux du marché monétaire.

[8] Il est intéressant de mentionner que Gerlach et Svensson (2000) arrivent à des résultats différents pour le système monétaire européen. Ils démontrent que l'écart entre l'agrégat monétaire M3 (un agrégat large) et sa valeur d'équilibre a un pouvoir prédictif pour l'inflation future supérieur à celui de l'écart de production ou du taux de croissance de l'agrégat monétaire.

4. Tests de cointégration et construction des écarts monétaires

Les études réalisées avec des données canadiennes s'entendent sur le fait que l'écart monétaire de M1 est le meilleur indicateur de l'inflation et que le taux de croissance de M1 est le meilleur indicateur de la production. Cependant, les innovations financières des années quatre-vingt-dix ont créé des distorsions dans la mesure de l'agrégat M1 lui faisant perdre de son pouvoir explicatif, principalement envers l'inflation. Dans le but d'ajuster M1 pour l'effet de ces innovations, les auteurs ont modifié la composition de l'agrégat M1. Nous avons effectué notre travail empirique à partir de deux mesures ajustées de M1, soit M1 corrigé suivant la méthodologie de Adam et Hendry (2000) et un agrégat M1 modifié que nous avons appelé M1X et dont nous discutons un peu plus loin.

4.1 Résultats pour M1 corrigé

L'examen de la relation entre la quantité de monnaie, les prix, les taux d'intérêt et la production passe par l'estimation d'une fonction de demande de monnaie stable. Hendry (1995) a démontré qu'il existe pour le Canada une fonction stable de demande de monnaie de long terme sous la forme d'un vecteur de cointégration entre les quatre variables mentionnées précédemment. Nous utilisons la même approche de base, soit l'estimation d'un VECM à l'aide de la méthodologie de Johansen (1987).

Comme nous l'avons mentionné précédemment, Adam et Hendry (2000) ont proposé certaines modifications à l'agrégat M1 qui permettent de corriger les distorsions causées par les innovations financières des années quatre-vingt-dix. Ils appellent cet agrégat M1 corrigé. Nous adoptons la même approche dans notre étude. Pour compléter la fonction de demande de monnaie, nous utilisons l'indice des prix à

la consommation (IPC), le taux de rendement du papier commercial à 90 jours (R) et le P.I.B. réel aux coûts des facteurs comme mesure de la production (Y)[9].

Après avoir déterminé que chacune des variables utilisées est I(1), nous avons testé pour la présence de cointégration. Les résultats présentés au tableau 1 (Annexe 1) suggèrent la présence d'un vecteur de cointégration entre les quatre variables sur un échantillon du troisième trimestre de 1971 au quatrième trimestre de 1999.

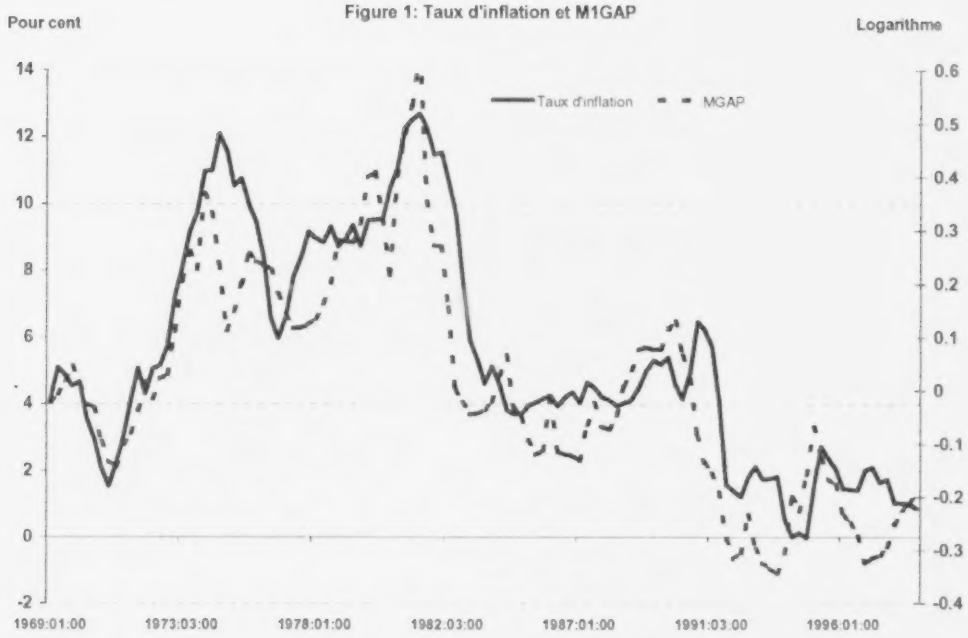
Nous imposons une élasticité unitaire à long terme pour le niveau des prix (i.e. la quantité de monnaie varie proportionnellement avec le niveau des prix). L'hypothèse que le coefficient associé au niveau des prix dans le vecteur de cointégration est égal à 1 n'est pas rejetée au niveau habituel de signification. Ainsi, le vecteur de cointégration prend la forme suivante :

$$M1_t - IPC_t + 0.049 * R_t - 0.355 * Y_t - 1.91$$

Le vecteur de cointégration, qui est appelé *M1GAP*, représente l'écart entre la quantité de monnaie observée et la demande de monnaie désirée de long terme. Ainsi, lorsque la quantité de monnaie en circulation est supérieure à la quantité désirée, des pressions inflationnistes émergent. On peut voir à la figure 1 que la variable *M1GAP* semble être un bon indicateur de l'évolution du taux d'inflation.

[9] Le modèle estimé comprend également des variables dichotomiques pour tenir compte des changements de la demande de monnaie survenus au début des années 80. Pour une présentation détaillée du modèle estimé, rapportez-vous à l'Annexe 2.

Figure 1: Taux d'inflation et M1GAP



4.2 Résultats concernant M1X

Dans le but de vérifier la robustesse de nos résultats par rapport aux ajustements apportés à l'agrégat monétaire M1, nous avons répété l'exercice avec un autre agrégat que nous avons appelé M1X. Atta-Mensah (2000) présente l'estimation des modifications subies par les composantes des agrégats monétaires au cours de la période 1993-1998[10]. On peut ainsi y voir que la majorité des composantes de M1 ont subi une modification à la hausse et que plusieurs composantes comprises dans M1++ mais non comprises dans M1 ont subi des modifications à la baisse à peu près équivalentes aux modifications à la hausse de M1[11]. En ce sens, l'utilisation de

[10] Voir Atta-Mensah (2000) page 5, encadré 1.

[11] M1+ est la somme de la monnaie hors banques détenue par le public et de tous les dépôts (à vue et à préavis) avec tirage de chèques tenus dans les banques à charte, les caisses populaires, les crédits unions et les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire. M1++ se définit comme M1+, auquel s'ajoutent tous les dépôts à préavis sans tirage de chèques tenus dans les banques à charte, les caisses populaires, les crédits unions et les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire.

l'agrégat M1++ permettrait probablement d'éliminer l'effet des récentes innovations. Cependant, nos résultats (non présentés dans cette étude) ont montré que sur longue période cet agrégat n'est pas un aussi bon indicateur de l'inflation que M1. C'est pourquoi nous avons décidé de modifier la mesure traditionnelle M1 un peu à la façon de Adam et Hendry (2000). Étant donné que l'évolution récente de M1++ ne semble pas avoir été affectée par les innovations financières, nous avons recalculé l'évolution de M1 brut à partir du début de 1994 en lui imposant le taux de croissance de M1++ et nous avons appelé ce nouvel agrégat M1X.

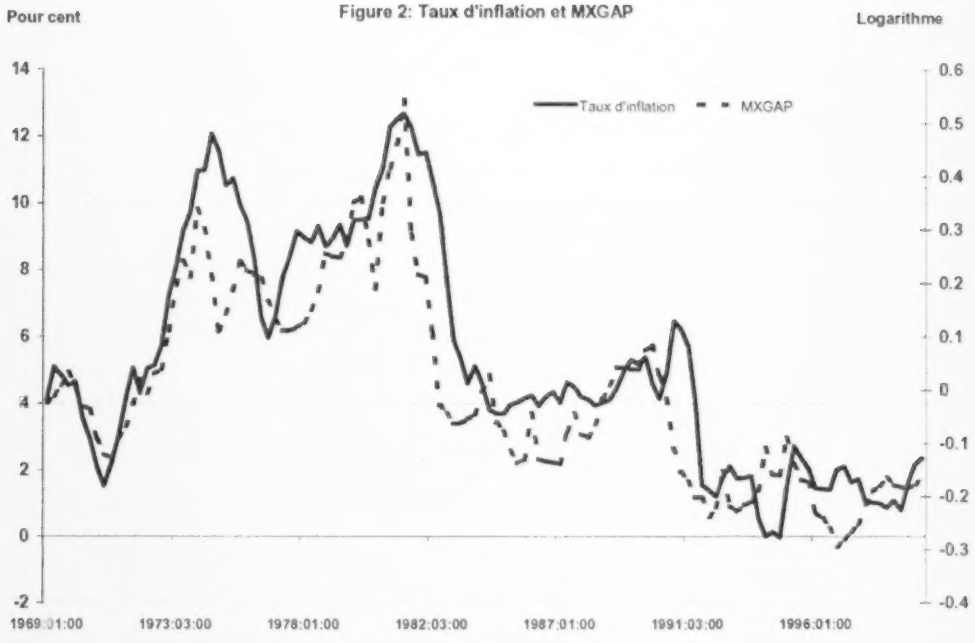
Nous avons utilisé par la suite la même approche qu'avec M1 corrigé[12]. Les résultats présentés au tableau 2 (Annexe 1) suggèrent la présence d'un vecteur de cointégration entre les quatre variables (M1X, l'IPC, le PIB réel et le taux d'intérêt à court terme). Comme dans le cas de M1, nous imposons une élasticité unitaire à long terme pour le niveau des prix. Le vecteur de cointégration prend la forme suivante :

$$M1X_t - IPC_t + 0.043 * R_t - 0.361 * Y_t - 1.79$$

On remarque que les coefficients sont similaires à ceux obtenus avec M1 corrigé. Encore une fois, on peut calculer une variable *MXGAP,* soit l'écart entre M1X observé et la valeur d'équilibre associée au vecteur de cointégration. On peut voir à la figure 2 que la variable *MXGAP* semble être aussi un bon indicateur de l'évolution du taux d'inflation.

[12] Pour une présentation détaillée du modèle estimé, rapportez-vous à l'Annexe 2.

Figure 2: Taux d'inflation et MXGAP



5. L'apport marginal de la monnaie

Comme nous l'avons indiqué au début du présent travail, nous désirons étudier l'apport marginal de la monnaie comme indicateur de l'inflation et de la production. Après avoir identifié la présence de relations de cointégration, nous avons donc estimé une courbe de Phillips pour l'inflation et une équation de demande agrégée et vérifié comment l'ajout de la monnaie influençait la performance des équations dans un cadre de prévisions dynamiques.

5.1 La monnaie dans la courbe de Phillips

La courbe de Phillips relie le taux de variation de l'IPC à une mesure des pressions de la demande et aux attentes d'inflation. Dans un premier temps, nous utilisons un

modèle qui est entièrement rétrospectif, c'est-à-dire que les attentes d'inflation sont approximées par des retards de la variable dépendante. Pour mesurer les pressions de la demande, nous utilisons l'écart du P.I.B. à son potentiel[13]. À ceci, nous avons ajouté le taux de change réel pour prendre en compte l'effet des prix des biens importés sur l'inflation domestique, ainsi que le prix relatif du pétrole[14]. L'équation estimée présente la forme suivante :

$$\Delta cpi_t = \alpha + \sum_{i=1}^{4} \beta_i \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} \delta_i \Delta rexchl_{t-i} + \phi_1 \Delta grpoil_t + \gamma_1 ygap_{t-1} + \rho_1 \Delta MGAP_{t-1} + \xi_1 MGAP_{t-2} + \varepsilon_t$$

cpi = Logarithme de l'indice des prix à la consommation
rexchl = Taux de change réel
grpoil = Taux de croissance du prix relatif du pétrole
ygap = Écart de la production par rapport à son potentiel
MGAP = Écart monétaire

Fillion et Léonard (1997) suggèrent que l'inflation au Canada a été affectée par des changements de régime. Selon eux, l'évolution de la politique monétaire aurait fait en sorte que l'inflation et les attentes d'inflation auraient traversé quatre régimes différents depuis la fin des années soixante. Nous avons ainsi testé si l'apport marginal de la monnaie était robuste à la présence de changements de régime. L'équation estimée avec changements de régime prend la forme suivante :

$$\Delta cpi_t = p_1 + p_2 + p_3 + p_4 + \beta_1 p_1 \Delta cpi_{t-1} + \sum_{i=1}^{3} \beta_{2i} p_2 \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^{2} \beta_{3i} (p_3 + p_4) \Delta cpi_{t-i}$$
$$+ \sum_{i=1}^{3} \delta_i \Delta rexchl_{t-i} + \phi_1 \Delta grpoil_t + \gamma_1 ygap_{t-1} + \rho_1 \Delta MGAP_{t-1} + \xi_1 MGAP_{t-2} + \varepsilon_t$$

[13] Nous utilisons la mesure du potentiel provenant du modèle CEFM du ministère des Finances.
[14] Nous avons également inclu une variable dichotomique pour prendre en compte l'effet sur l'IPC de l'introduction de la T.P.S. en 1991 et une autre pour l'effet de la réduction de la taxe sur le tabac en 1994

où p_1 à p_4 sont des variables dichotomiques indiquant les différents régimes d'inflation identifiés par un modèle de Markov à changements de régime[15].

Les résultats des différentes spécifications de la courbe de Phillips sont présentés au tableau 3 (Annexe1). Nous avons d'abord inclu dans les équations les variables d'écarts monétaires *M1GAP* ou *MXGAP* en première différence (soit $\Delta MGAP_{t-1}$) et en niveau (soit $MGAP_{t-2}$). Cette spécification est mathématiquement équivalente à une spécification incluant deux retards du niveau de l'écart monétaire. On remarque que les deux variables sont significativement différentes de zéro dans la formulation de la courbe de Phillips avec processus autorégressif. De plus, leur inclusion réduit légèrement le coefficient associé à l'écart de production bien que celui-ci demeure significatif.

Les résultats du tableau 3 montrent toutefois que la présence des changements de régime diminue sensiblement la taille du coefficient associé à la première différence des écarts monétaires *M1GAP* et *MXGAP,* lesquels ne sont plus significatifs. Ce résultat suggère que les variations de l'écart monétaire captent en bonne partie l'effet des changements de régime de l'inflation. Une fois que ces changements sont tenus en compte, le rôle de l'écart monétaire diminue de façon appréciable. Il en est de même pour l'écart de production qui n'est plus significatif dans le modèle avec changements de régime et écarts monétaires. Cependant, dans ce modèle, le niveau de l'écart monétaire demeure significatif, suggérant un rôle spécifique pour la monnaie même lorsque les changements de régime sont complétés.

En plus des résultats présentés au tableau 3, nous avons tenté d'inclure dans les équations de courbe de Phillips, le taux de croissance de M1 corrigé et de M1X. Cependant, les résultats étaient supérieurs avec les variables rapportées au tableau 3. Ceci appuie le résultat obtenu par Adam et Henry (2000) selon lequel l'écart

[15] p_1: variable égale à 1 au cours de la période d'inflation modérée de 1968 à 1973, 0 autrement ; p_2 : variable égale à 1 au cours de la période d'inflation suivant un processus de racine unitaire de 1974 à 1982, 0 autrement; p_3: variable égale à 1 au cours de la période d'inflation modérée de 1983 à 1991, 0 autrement; p_4: variable égale à 1 au cours de la période d'inflation faible et stable de 1992 à

monétaire, et non le taux de croissance de la monnaie, est le meilleur indicateur de l'inflation.

5.2 La monnaie dans l'équation de demande agrégée

Nous examinons le rôle de la monnaie pour expliquer l'évolution de la production avec une équation de demande agrégée. Notre équation est relativement simple, soit un retard de la première différence de la production, la valeur contemporaine de la variation de la production américaine, l'écart à terme (soit l'écart entre le taux d'intérêt à long et celui à court terme, corrigé pour la prime à terme[16]), le changement du taux de change réel, ainsi que la variation du solde budgétaire primaire corrigé du cycle économique.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_1 \Delta yus_t + \sum_{i=1}^{5} \gamma_i spread_{t-i} + \lambda_1 \Delta fisc_{t-3} + \phi_1 \Delta rexchl_{t-1} + \rho_1 \Delta M1_{t-1} + \varepsilon_t$$

y_t = Logarithme du P.I.B. réel au coût des facteurs

yus_t = Logarithme du P.I.B. réel américain

$spread_t$ = L'écart à terme corrigé pour la prime à terme

$rexchl$ = Taux de change réel

$fisc_t$ = Solde budgétaire primaire des administrations publiques corrigé du cycle économique et exprimé par rapport au PIB potentiel en dollars courants

$M1_t$ = Agrégat monétaire, correspondant soit à M1 corrigé ou à M1X

Les résultats présentés au tableau 4 (Annexe 1) démontrent que la première différence de M1 corrigé et celle de M1X sont significativement différentes de zéro. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus dans les modèles indicateurs simples (Muller, 1990), à savoir que la première différence de l'agrégat M1 (où l'une des versions modifiées de cet agrégat) est le meilleur indicateur monétaire de la production. Les résultats (non présentés ici) pour les écarts monétaires *M1GAP* et

---

présentement, 0 autrement. Les variables dichotomiques tiennent compte également de périodes de transition entre les différents régimes.

[16] Voir Delâge et Fillion (2000) pour une analyse de l'écart à terme corrigé dans la courbe IS.

MXGAP démontrent que ceux-ci ne sont pas significatifs dans l'équation de demande agrégée.

6. Simulations hors-échantillons

Pour vérifier la performance prédictive marginale de la monnaie par rapport aux équations originales, nous avons effectué une série de simulations hors-échantillons à partir des différents modèles. Nous avons construit un modèle simple de prévision comprenant la courbe de Phillips et l'équation de demande agrégée, auquel nous avons ajouté (pour chacun des agrégats monétaires) une équation de monnaie simple sous forme de modèle de correction d'erreurs. Nous avons utilisé ce modèle pour effectuer des prévisions dynamiques sur un horizon de une à huit périodes à l'avance[17]. L'échantillon de départ débute au premier trimestre de 1971 et se termine au quatrième trimestre de 1994. Nous avons ensuite ajouté une observation et ré-estimé de façon récursive jusqu'au quatrième trimestre de 1999. Les résultats des performances prédictives des différents modèles sont présentés aux tableaux 5 et 6 de l'Annexe 1 pour l'inflation et au tableau 7 pour la production.

Dans le cas du modèle comprenant une courbe de Phillips avec processus autorégressif, on remarque que pour l'ensemble des horizons examinés l'erreur moyenne des prévisions de l'inflation est d'environ 0,3 point de pourcentage (ou 1,4%, à taux annualisé), ce qui constitue une performance relativement bonne. L'ajout de l'écart monétaire de M1 corrigé *M1GAP* permet d'améliorer la performance prédictive. La réduction des erreurs de prévision est plus importante pour les horizons de cinq à huit trimestres, ce qui correspond aux conclusions obtenues dans la littérature récente. Les résultats sont similaires lorsqu'on examine l'apport marginal de l'écart monétaire de M1X.

Au tableau 6, on remarque que l'inclusion des changements de régime dans la courbe de Phillips permet de réduire les erreurs de prévision par rapport à l'équation

[17] Voir l'Annexe 4 pour plus de détails sur la façon dont les simulations ont été effectuées.

avec processus autorégressif. Cependant, l'ajout de la monnaie à l'équation incluant les changements de régime a un impact moins important qu'il en avait dans le modèle avec processus autorégressif. On retrouve toujours une amélioration sur des horizons de cinq à huit trimestres, mais la réduction des erreurs de prévision est plus modeste.

Il est possible que l'ajout de l'écart monétaire à une équation qui inclut déjà l'écart de production, comme c'est le cas ici, fasse en sorte de réduire l'impact de la variable monétaire. Pour évaluer cette possibilité nous avons effectué le même exercice de simulation avec un modèle n'incluant pas l'écart de production dans la courbe de Phillips. Les résultats sont présentés aux deux dernières colonnes du tableau 5 pour les équations avec processus autorégressif et aux deux dernières colonnes du tableau 6 pour les équations avec changements de régime. On remarque qu'en général les erreurs de prévision sont un peu plus faibles avec les modèles incluant uniquement l'écart monétaire qu'avec les modèles incluant uniquement l'écart de production. Ainsi, l'écart monétaire contient de l'information sur l'évolution future de l'inflation, tout autant que l'écart de production. Cependant, la différence entre les deux modèles s'amenuise lorsqu'on tient compte des changements de régime de l'inflation. Ainsi, bien que l'écart monétaire et l'écart de production contienne de l'information distincte, l'utilité de l'information additionnelle provenant de l'une ou l'autre des mesures est plus limitée lorsque le modèle d'inflation tient compte des changements de régime.

En ce qui concerne la production, l'erreur moyenne se situe autour de 0,4 point de pourcentage (tableau 7). On remarque qu'aucun des agrégats monétaires choisis ne semble avoir d'impact marginal satisfaisant sur la production. En effet, les erreurs de prévision demeurent essentiellement les mêmes peu importe le modèle utilisé. Ce résultat contraste un peu avec la littérature qui suggère que la croissance de M1 est habituellement un bon indicateur à court terme de la production[18]. Par ailleurs, nous avons effectué des simulations après avoir simplement remplacé l'écart à terme par la première différence de l'agrégat monétaire. Les résultats sont présentés au tableau 7.

[18] Il faut noter que les résultats obtenus dans des études antérieurs (par exemple, Muller (1990) et Atta-Mensah (1995)) utilisaient le taux de croissance de l'agrégat M1, non corrigé pour l'effet des innovations financières.

On remarque que les erreurs de prévision sont plus élevées, suggérant que l'écart à terme est un meilleur indicateur de la politique monétaire que la croissance de la monnaie.

En somme, nous trouvons ici deux résultats intéressants. Dans un premier temps, l'écart monétaire, mesuré par l'écart entre M1 corrigé (ou M1X) et son niveau d'équilibre de long terme, permet d'améliorer la performance prédictive d'une courbe de Phillips conventionnelle. L'information incluse dans l'écart monétaire semble même être au moins aussi précise que celle comprise dans l'écart de production. Cependant, l'inclusion de changements de régime dans la courbe de Phillips réduit l'apport marginal de l'écart monétaire, comme elle réduit aussi l'apport de l'écart de production. Dans un second temps, l'inclusion de la monnaie sous la forme de la première différence de M1 corrigé (ou M1X) à l'intérieur d'une simple équation de demande agrégée ne nous permet pas de conclure que la monnaie ajoute de l'information supplémentaire pertinente à la prévision à court terme de la production.

Il est possible que l'écart monétaire réussisse à capter en partie les changements de régime de l'inflation. D'ailleurs, lorsqu'on examine la figure 1, on remarque bien que les écarts monétaires suivent de près les grands changements de l'évolution du taux d'inflation. Si les changements de régime du taux d'inflation représentent bien les changements de la politique monétaire, et que la monnaie est un des principaux mécanismes de transmission de la politique monétaire, il est alors plausible que la monnaie explique les changements de régime de l'inflation. Cependant, une fois que ces changements sont complétés, il semble que l'apport de la monnaie pour expliquer l'évolution future de l'inflation soit plus faible.

En ce qui concerne la production, il est important de mentionner que la majorité des travaux effectués jusqu'à maintenant sur le lien avec la monnaie reposaient essentiellement sur des modèles très simples n'incluant que le taux de croissance de la production et de la monnaie. Il est vrai qu'avec ce type de modèles, la monnaie semble être un bon indicateur à court terme de la production. Cependant, l'ajout d'autres

variables explicatives semble atténuer cette relation. Si la demande de monnaie est endogène, celle-ci doit réagir aux variations des taux d'intérêt. La demande agrégée est également affectée par les changements de taux d'intérêt. Or, il est possible que la monnaie réagisse aux taux d'intérêt plus rapidement que la demande agrégée et que le fort lien empirique trouvé entre la monnaie et le PIB cache, en fait, le lien entre les taux d'intérêt et la demande agrégée.

7. Conclusions

La monnaie est considérée comme un bon indicateur de la production et de l'inflation par plusieurs économistes. Cependant, cette vision demeure controversée et les agrégats monétaires sont absents de la plupart des modèles macroéconomiques utilisés pour la prévision. Nous avons montré dans ce texte que la monnaie semble en effet exercer un effet sur la production et l'inflation. Cependant, lorsque nous prenons en compte l'effet de certains facteurs supplémentaires, le rôle de la monnaie est moins important qu'il ne le semble autrement. Ainsi, l'inclusion de changements de régime dans une courbe de Phillips réduit l'apport marginal de la monnaie dans cette équation. En outre, l'ajout des taux d'intérêt dans une équation de demande agrégée réduit l'apport prédictif de la monnaie envers la production. Ces résultats sont robustes à l'utilisation de deux mesures alternatives de la monnaie de transaction.

La théorie nous enseigne que certains indicateurs économiques qui peuvent sembler performants lorsqu'ils sont utilisés seuls, peuvent perdre de leur pouvoir explicatif lorsqu'ils sont inclus dans un modèle plus large. C'est également le constat que nous faisons après avoir examiner le rôle de la monnaie dans les équations de production et d'inflation. Cependant, dans la mesure ou il existe toujours un certain degré d'incertitude entourant le calcul de l'une des variables économiques visant à prédire l'inflation, soit le niveau de la production potentielle, l'inclusion d'agrégats monétaires dans le modèle peut permettre d'améliorer l'information disponible et d'obtenir une estimation plus juste des conditions économiques présentes et futures.

Bibliographie

Aba, Shay et William Robson (2000) « Stop the Press! Rapid Money Growth May Bring Higher Inflation » C.D. Howe Institute Commentary. September 2000.

Adam, Charleen et Scott Hendry (2000) « Le modèle vectoriel à correction d'erreurs basé sur M1 : Quelques extensions et applications » dans *La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission*, 175-208. Ottawa : Banque du Canada.

Armour, Jamie, Joseph Atta-Mensah, Walter Engert et Scott Hendry (1996) « A Distant-Early-Warning model of Inflation Based on M1 Disequilibria ». Document de travail de la Banque du Canada 96-5.

Atta-Mensah, Joseph (1995) « The Empirical Performance of Alternative Monetary and Liquidity Aggregates ». Document de travail de la Banque du Canada 95-12.

Atta-Mensah, Joseph (1996) « A Modified P^*-Model of Inflation Based on M1 ». Document de travail de la Banque du Canada 96-15.

Atta-Mensah, Joseph (2000) « L 'évolution récente des agrégats monétaires et son incidence ». *Revue de la Banque du Canada*, Printemps.

Aubry, Jean-Pierre et Loretta Nott (2000) « La mesure de la monnaie de transaction dans un monde caractérisé par l'innovation financière » dans *La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission*, 3-40. Ottawa : Banque du Canada.

Delâge, Paul et Jean-François Fillion (2000) « L'écart à terme comme indicateur de l'activité économique: L'expérience des années 90 ». Document de travail du Ministère de Finances 2000-04.

Engert, Walter et Scott Hendry (1998) « Forecasting Inflation with the M1-VECM : Part Two ». Document de travail de la Banque du Canada 98-6.

Engert, Walter et Jack Selody (1998) « Uncertainty and Multiple Paradigms of the Transmission Mechanism ». Document de travail de la Banque du Canada 98-7.

Fillion, Jean-François et André Léonard (1997) « La courbe de Phillips au Canada : un examen de quelques hypothèses ». Document de travail de la Banque du Canada 97-3.

Fung, Ben S.C. et Marcel Kasumovich (1998) « Monetary Shocks in the G-6 Countries : Is Ther a Puzzle? ». *Journal of Monetary Economics,* 42 (3), pp. 575-92.

Gerlach, Stefan et Lars E.O. Svensson (2000) « Money and Inflation in the Euro Area : A Case for Monetary Indicators ? » NBER Working Paper 8025.

Hallman, Jeffrey J., Richard D. Porter, et David H. Small (1991) « Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run? » *American Economic Review* 81, pp. 841-858.

Hendry, Scott (1995) « Long-Run Demand for M1 ». Document de travail de la Banque du Canada 95-11.

Johansen, Soren (1987) « Statistical Analysis of Cointegration Vectors ». *Journal of Economic Dynamics and Control,* 12, n.2, pp. 231-254.

Kasumovich, Marcel (1996) « Interpreting Money-Supply and Interest-Rate Shocks as Monetary-Policy Shocks ». Document de travail de la Banque du Canada 96-8.

Laidler, David (1999) « La monnaie comme variable passive ou active et la politique monétaire ». *Revue de la Banque du Canada,* Été.

McPhail, Kim (2000) « L'utilité de la monnaie au sens large pour la conduite de la politique monétaire » dans *La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission*, 61-98. Ottawa : Banque du Canada.

Muller, P. (1990) « The Information content of Financial Aggregates During the 1980s ». *Monetary Seminar 90*, 183-304. Ottawa : Bank of Canada.

Annexe 1

Tableau 1

Test de cointégration: modèle avec M1corrigé

H_0	L-max	Trace	Valeur critique L-max 5%	Valeur critique Trace 5%
$r \leq 0$	61.02	88.79	27.07	47.21
$r \leq 1$	16.53	27.77	20.97	29.68
$r \leq 2$	11.01	11.23	14.07	15.41
$r \leq 3$	0.22	0.22	3.76	3.76

Tableau 2

Test de cointégration : Modèle avec M1X

H_0	L-max	Trace	Valeur critique L-max 5%	Valeur critique Trace 5%
$r \leq 0$	59.26	86.88	27.07	47.21
$r \leq 1$	16.39	27.61	20.97	29.68
$r \leq 2$	10.53	11.23	14.07	15.41
$r \leq 3$	0.70	0.70	3.76	3.76

Note : Tests de cointégration de Johansen (1987). L-max correspond au test du maximum de la valeur propre et Trace correspond au test de la trace de la matrice. L'hypothèse nul H_0 correspond au nombre de relation de cointégration noté par la valeur de r.

Tableau 3
Résultats d'estimation : Courbe de Phillips
(Échantillon : 1971T1 – 1999T4)

$$\Delta cpi_t = \alpha + \sum_{i=1}^{4} \beta_i \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} \delta_i \Delta rexchl_{t-i} + \phi_1 \Delta grpoil_t + \gamma_1 ygap_{t-1} + \rho_1 \Delta MGAP_{t-1} + \xi_1 MGAP_{t-2} + \varepsilon_t$$

	Modèle avec processus autorégressif			**Modèle avec changements de régime**		
	Équation de base	Avec M1 corr.	Avec M1X	Équation de base	Avec M1 corr.	Avec M1X
$\Sigma\beta_i$	0.8406 (0.000)	0.5488 (0.000)	0.4635 (0.000)	-0.0471* (0.784)	-0.2077* (0.525)	-0.0897* (0.6080)
$\Sigma\delta_i$	0.0002 (0.566)	0.0002 (0.688)	0.0002 (0.923)	0.0001 (0.717)	0.0002 (0.909)	0.0001 (0.932)
ϕ_1	0.00005 (0.020)	0.00005 (0.016)	0.00005 (0.018)	0.00004 (0.028)	0.00004 (0.066)	0.00004 (0.035)
γ_1	0.0006 (0.000)	0.0004 (0.032)	0.0004 (0.037)	0.0003 (0.052)	0.0003 (0.155)	0.0002 (0.173)
ρ_1[19]		0.0143 (0.073)	0.0171 (0.053)		0.007 (0.373)	0.006 (0.463)
ξ_1		0.0134 (0.011)	0.0196 (0.001)		0.0105 (0.028)	0.0108 (0.062)
Statistiques sommaires						
R carré ajusté	0.7861	0.8199	0.8065	0.8291	0.8375	0.8381
LM(4)	4.3608 (0.359)	1.8558 (0.762)	0.5165 (0.972)	4.2594 (0.372)	4.3521 (0.360)	4.5825 (0.333)
ARCH(4)	3.4827 (0.481)	5.1203 (0.275)	5.7661 (0.217)	9.7755 (0.044)	9.1059 (0.056)	8.7373 (0.068)
White test	58.7130 (0.376)	73.2238 (0.662)	31.8868 (0.129)	37.8490 (0.126)	41.7976 (0.140)	42.6449 (0.121)

Les valeurs entre parenthèses correspondent aux « p-values »
*Correspond à la somme des coefficients des deux derniers régimes.

[19] Étant donné que la variable *MGAP* provient de l'estimation d'un autre modèle, l'estimation de la matrice variance-covariance est biaisé à cause du problème de régresseur généré.

Tableau 4

Résultats d'estimation : Équation de demande agrégée

(Échantillon : 1971T1 – 1999T4)

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_1 \Delta ynis_t + \sum_{i=1}^{5} \gamma_i spread_{t-i} + \lambda_1 \Delta fisc_{t-3} + \phi_1 \Delta rexchl_{t-1} + \rho_1 \Delta M1_{t-1} + \varepsilon_t$$

	Équation de base	Avec M1 corr.	Avec M1X
β_1	0.270 (0.001)	0.250 (0.003)	0.267 (0.001)
δ_1	0.291 (0.000)	0.276 (0.000)	0.271 (0.000)
$\Sigma\gamma_i$	0.194 (0.000)	0.170 (0.001)	0.168 (0.001)
λ_1	-0.139 (0.006)	-0.129 (0.009)	-0.129 (0.011)
ϕ_1	-0.0004 (0.040)	-0.0003 (0.053)	-0.0004 (0.043)
ρ_1 (M1corr)		0.058 (0.080)	
ρ_1 (M1X)			0.058 (0.097)
Statistiques sommaires			
R carré ajusté	0.5754	0.5839	0.5824
LM(4)	2.8333 (0.586)	3.4550 (0.485)	3.9160 (0.418)
ARCH(4)	7.7645 (0.101)	7.9415 (0.094)	7.9818 (0.092)
White test	69.9238 (0.111)	79.0586 (0.113)	77.0167 (0.146)

Les valeurs entre parenthèses correspondent aux « p-values »

Tableau 5

Simulations dynamiques récursives de l'inflation (courbe de Phillips avec processus autorégressif)

	Modèle avec YGAP			**Modèle sans YGAP**	
Horizon	Modèle de base	Modèle avec M1 corrigé	Modèle avec M1X	Modèle avec M1 corrigé	Modèle avec M1X
	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE
1	0.00349	0.00329	0.00328	0.00334	0.00333
2	0.00312	0.00308	0.00311	0.00324	0.00322
3	0.00316	0.00328	0.00329	0.00337	0.00335
4	0.00305	0.00298	0.00296	0.00303	0.00298
5	0.00324	0.00298	0.00295	0.00310	0.00306
6	0.00352	0.00310	0.00308	0.00320	0.00318
7	0.00326	0.00307	0.00309	0.00327	0.00330
8	0.00335	0.00257	0.00267	0.00283	0.00290

Tableau 6

Simulations dynamiques récursives de l'inflation (courbe de Phillips avec changements de régime)

	Modèle avec YGAP			**Modèle sans YGAP**	
Horizon	Modèle de base	Modèle avec M1 corrigé	Modèle avec M1X	Modèle avec M1 corrigé	Modèle avec M1X
	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE
1	0.00301	0.00293	0.00295	0.00294	0.00298
2	0.00276	0.00273	0.00275	0.00270	0.00272
3	0.00265	0.00277	0.00278	0.00273	0.00274
4	0.00271	0.00269	0.00271	0.00268	0.00268
5	0.00282	0.00271	0.00275	0.00275	0.00277
6	0.00292	0.00279	0.00284	0.00284	0.00288
7	0.00298	0.00289	0.00292	0.00297	0.00298
8	0.00297	0.00274	0.00283	0.00287	0.00289

Tableau 7

Simulations dynamiques récursives de la production

	Modèle avec SPREAD			**Modèle sans SPREAD**	
Horizon	Modèle de base	Modèle avec M1 corrigé	Modèle avec M1X	Modèle avec M1 corrigé	Modèle avec M1X
	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE
1	0.00357	0.00360	0.00353	0.00373	0.00352
2	0.00404	0.00410	0.00404	0.00435	0.00403
3	0.00407	0.00406	0.00406	0.00409	0.00395
4	0.00417	0.00420	0.00420	0.00425	0.00415
5	0.00413	0.00417	0.00418	0.00413	0.00409
6	0.00407	0.00408	0.00410	0.00414	0.00413
7	0.00391	0.00393	0.00397	0.00394	0.00397
8	0.00400	0.00401	0.00406	0.00409	0.00415

Annexe 2

Description des VECM estimés pour chacun des agrégats monétaires

1. Pour M1 corrigé et M1X, le VECM estimé prend la forme suivante :

$$\Delta X_t = \Gamma(L)\Delta X_t + DZ_t + \alpha\beta' X_{t-1}$$

où $X_t = [M1_t, IPC_t, Y_t, R_t]$ correspond au vecteur de cointégration

Les variables incluent dans le vecteur X_t sont définies comme suit :

$M1_t$ = Logarithme du niveau de M_1 corrigé ou de M1X

Y_t = Logarithme du niveau du P.I.B. réel au coût des facteurs

IPC_t = Logarithme du niveau de l'indice des prix à la consommation

R_t = taux de rendement du papier commercial à 90 jours

Z_t = *[constante, écart de production$_{t-1}$, D80npn, D80A]* correspond à la dynamique de court terme

Les variables incluent dans le vecteur Z_t sont définies comme :

écart de production = écart du P.I.B. à son potentiel

D80npn = *D80* * *Δnpn*

npn = Dépôts à terme et à préavis non personnels

D80 = variable dichotomique prenant la valeur de 0 avant 1979Q4 et de 1 par la suite

D80A = variable dichotomique prenant la valeur de 0 avant 1979Q4 et de 1 à partir de 1983Q1 et croissant de façon linéaire entre les deux.

Γ(L) = matrice de paramètres pour un processus avec 1 retard en première différence[20]

Les deux variables dichotomiques D80 et D80A servent à capter l'effet des innovations financières du début des années quatre-vingts.

[20] Le nombre de retard a été déterminé par le critère de Hannan-Quinn. Ce critère est plus parcimonieux que le critère d'Akaike et performe mieux que le critère de Schwarz en échantillon fini.

Annexe 3

Description des données

Variables utilisées pour les VECM

- Produit intérieur brut au coût des facteurs CANSIM : I56001
- Indice des prix à la consommation [21] CANSIM : P100000
- Taux de base du papier commercial à 90 jours CANSIM : B14017
- M1 corrigé : M_1 brut CANSIM : B1642
  Monnaie hors banque CANSIM : B1604
  Dépôts à préavis des particuliers CANSIM : B1636
  Dépôts à préavis autres que ceux des particuliers CANSIM : B1638
  Dépôts à vue – Comptes courants CANSIM : B1644
- M2++ CANSIM : B1650
- Dépôt à terme et à préavis non personnel CANSIM : B2018
- PIB potentiel, estimation interne du ministère des finances

Variables utilisées pour la courbe de Phillips et l'équation de demande agrégée

- Indice des prix à la consommation CANSIM : P100000
- Taux de change réel : La première différence de la moyenne mobile de huit trimestres du taux de change nominal plus le taux d'inflation américain moins le taux d'inflation canadien.
  Taux de change nominal CANSIM : B3400
  IPC canadien CANSIM : P100000
  IPC américain RFABASE : CPIUUS
- Prix relatif du pétrole : Prix du pétrole brut RFABASE : CPWTIUS
  Dégonfleur du PIB américain RFABASE : PDGDPUS
- Produit intérieur brut au coût des facteurs CANSIM : I56001
- PIB potentiel, estimation interne du ministère des finances
- Produit intérieur brut réel américain RFABASE : GDP_US
- Écart entre le taux de rendement des obligations 10 ans et plus CANSIM : B14013 et le taux de rendement du papier commercial à 90 jours CANSIM : B14017
- La variable FISC est une estimation interne

[21] L'indice désaisonnalisé de Statistique Canada n'étant disponible que depuis 1978, nous avons utilisé l'indice non désaisonnalisé en l'ajustant pour la saisonnalité à l'aide de la procédure de moyenne mobile disponible dans Eviews.

Annexe 4

Processus de simulation

Pour évaluer la performance prédictive de chacun des modèles étudiés, nous avons effectué une série de simulations dynamiques hors-échantillons. La première simulation débute au premier trimestre de 1995 basés sur un modèle estimé sur un échantillon du premier trimestre de 1971 au quatrième trimestre de 1994. Pour chacune des variables endogènes du modèle, une valeur est simulée pour un horizon de un à huit trimestres à l'avance. Ensuite, une observation est ajoutée, le modèle est ré-estimé et on simule de nouveau. Ainsi, nous obtenons une série de simulations un trimestre à l'avance, une série de simulations deux trimestres à l'avance, etc. Pour chacune des séries de simulations, la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne est calculée.

Modèle sans monnaie

Le modèle sans monnaie n'inclut que l'équation de demande agrégée et la courbe de Phillips. Le modèle prend la forme suivante :

- Équation de demande agrégée :

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_1 \Delta yus_t + \sum_{i=1}^{5} \gamma_i spread_{t-i} + \lambda_1 \Delta fisc_{t-3} + \phi_1 \Delta rexchl_{t-1} + \varepsilon_t$$

- Courbe de Phillips :

$$\Delta cpi_t = \alpha + \sum_{i=1}^{4} \beta_i \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} \delta_i \Delta rexchl_{t-i} + \phi_1 \Delta grpoil + \gamma_1 ygap_{t-1} + \varepsilon_t$$

- Identité :

$$ygap_t = \left(\frac{y_t - yp_t}{yp_t} \right)$$

La variable *yp* correspond à la valeur du PIB potentiel. Ainsi, le modèle inclut trois variables endogènes, soit le PIB, l'inflation et l'écart du PIB à son potentiel. Cette dernière variable est recalculée à chacune des simulations en utilisant la valeur simulée du PIB.

Modèles avec monnaie

Les modèles avec monnaie incluent les mêmes équations, ainsi qu'une équation pour la monnaie et une identité supplémentaire. Nous présentons ici un des modèles avec monnaie, soit le modèle avec M1 corrigé. Les autres modèles suivent le même processus.

- Équation monétaire :

$$\Delta M_t = \alpha + \beta_1 \Delta M_{t-1} + \chi_1 \Delta CPI_{t-1} + \delta_1 \Delta CP90_{t-1} + \phi_1 \Delta y_{t-1} + \varphi_1 d80npn_{t-1} + \gamma_1 d80a_{t-1} + \eta_1 ygap_{t-1} + \kappa_1 MGAP_{t-1} + \varepsilon_t$$

- Équation de demande agrégée :

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_1 \Delta yus_t + \sum_{i=1}^{5} \gamma_i spread_{t-i} + \lambda_1 \Delta fisc_{t-3} + \phi_1 \Delta rexchl_{t-1} + \rho_1 \Delta M1_{t-1} + \varepsilon_t$$

- Courbe de Phillips :

$$\Delta cpi_t = \alpha + \sum_{i=1}^{4} \beta_i \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} \delta_i \Delta rexchl_{t-i} + \phi_1 \Delta grpoil_t + \gamma_1 ygap_{t-1} + \rho_1 \Delta MGAP_{t-1} + \xi_1 MGAP_{t-2} + \varepsilon_t$$

- Identités :

$$ygap_t = \left(\frac{y_t - yp_t}{yp_t} \right)$$

$$MGAP_t = M_t - IPC_t + 0.049 * CP90_t - 0.355 * Y_t - 1.91$$

La variable *mgap* correspond au vecteur de cointégration. Ainsi, les valeurs simulées des trois variables endogènes soit le PIB, l'inflation et la monnaie sont utilisées pour calculer la valeur de l'écart du PIB au potentiel et l'écart monétaire pour chacune des simulations.